



Munich Personal RePEc Archive

# **Fertility, socioeconomic determinants and social interactions. Spatial heterogeneity analysis to Argentina.**

Herrera Gómez, Marcos and Cid, Juan Carlos

CONICET-IELDE, Universidad Nacional de Salta, IELDE,  
Universidad Nacional de Salta

2015

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66318/>  
MPRA Paper No. 66318, posted 31 Aug 2015 15:47 UTC

**Fecundidad, determinantes socioeconómicos e interacciones sociales.  
Un análisis de heterogeneidad espacial para la Argentina.**

Marcos Herrera(\*), Juan Carlos Cid(\*\*)

(\*) CONICET-IELDE, Universidad Nacional de Salta (Argentina). E-mail: [mherreragomez@gmail.com](mailto:mherreragomez@gmail.com)

(\*\*) IELDE, Universidad Nacional de Salta (Argentina), E-mail: [cidjuancarlos@gmail.com](mailto:cidjuancarlos@gmail.com)

**Resumen**

La relación entre fecundidad y sus determinantes socioeconómicos puede ser condicionada por conductas sociales locales. Utilizando la distancia geográfica para aproximar los efectos sociales, este trabajo analiza el grado de heterogeneidad espacial del impacto de las condiciones socioeconómicas sobre la fecundidad departamental en la Argentina. Mediante regresiones geográficamente ponderadas se confirma el rol de las interacciones sociales en la variabilidad local de los factores explicativos. El principal determinante para el nivel de fecundidad es educación, seguido por pobreza y condición marital. En el cambio del nivel de fecundidad, la condición marital aparece como el principal factor seguido por educación.

**Palabras Clave:** Fecundidad, Interacciones sociales, GWR, Heterogeneidad espacial.

**Códigos JEL:** J13, C21, O18.

**Fertility, socioeconomic determinants and social interactions.  
Spatial heterogeneity analysis to Argentina.**

**Abstract**

The relationship between fertility and socioeconomic determinants can be influenced by social behavior at a local level. Using the geographical distance to approximate the social effects, this paper analyzes the spatial heterogeneity of the impact of economic conditions on departmental fertility in Argentina. Using geographically weighted regressions, the role of social interactions is confirmed in the local variability of the explanatory factors. The main determinant for the level of fertility is education, followed by poverty and marital status. In the change of the fertility level, marital status appears as the main factor, followed by education.

**Keywords:** Fertility, Social interactions, GWR, Spatial heterogeneity.

**JEL Codes:** J13, C21, O18.

## 1. Introducción

Una extensa literatura ha registrado la declinación de la fecundidad en países desarrollados y sus posibles determinantes a lo largo de la transición demográfica. Esta transición se define como un proceso, extendido a lo largo de varias décadas, en que se pasa de altos a bajos niveles de mortalidad y de fecundidad. América Latina no ha estado ajena a este proceso mostrando una disminución de la fecundidad, con el consiguiente resultado de un menor crecimiento demográfico (Chackiel y Martínez Pizarro 1992; Chackiel 2004).

La evidencia empírica muestra que el proceso demográfico no ha sido homogéneo para los países de América Latina y el Caribe. Según el estudio de Celade/CEPAL (1996), pueden distinguirse cuatro grupos diferenciados en este proceso, ubicando a la Argentina dentro de los países en los que la transición ha alcanzado un grado avanzado, con tasas de fecundidad y mortalidad similares a las de los países más desarrollados. En la Argentina, la tasa de fecundidad declinó de manera temprana en el comienzo del siglo XX alcanzando hacia 1947 un valor de 3,2 niños por mujer, menos de la mitad del valor de 7 que tenía en 1895. Posteriormente, el descenso ha sido lento con periodos de estancamiento según cifras del Instituto Nacional de Estadística y Censos, INDEC (Cuadro 1).

Cuadro 1: Tasa de fecundidad (Argentina, mujeres de 14 años y más)

Año censal	1869	1895	1914	1947	1960	1970	1980	1991	2001	2010
Fecundidad	6,8	7,0	5,3	3,2	3,1	3,1	3,3	2,9	2,1	1,9

Fuente: Elaboración propia con datos del INDEC.

De igual manera a lo que ocurre entre países, la disminución de la fecundidad no es homogénea para regiones sub-nacionales, pudiendo existir notables diferencias entre ellas. Pantelides y Rofman (1983) encuentran grandes diferenciales de fecundidad, en el año 1970, entre las seis regiones argentinas. El Noroeste evidenciaba alta fecundidad con un número medio de hijos de 5,1 mientras que en el Gran Buenos Aires el valor promedio observado era de 2,3.

Utilizando información más reciente, la desagregación de la tasa de fecundidad a nivel provincial para el Censo de 2001 muestra que persisten los diferenciales regionales. En el Cuadro 2 se han ordenado las jurisdicciones por el valor de la tasa de fecundidad, de mayor a menor. Por ejemplo, la fecundidad en la Ciudad de Buenos Aires (CABA) era de 1,4, siendo la mitad de la observada para la provincia de Formosa (2,8).

Cuadro 2: Fecundidad por provincia. Mujeres de 14 años y más.

Provincia	Fecundidad	Provincia	Fecundidad
Formosa	2,8	Entre Ríos	2,3
Misiones	2,7	Río Negro	2,3
Sgo. del Estero	2,7	San Luis	2,2
Chaco	2,7	Chubut	2,2
Corrientes	2,6	Santa Cruz	2,2
Salta	2,6	La Pampa	2,2
Catamarca	2,5	Mendoza	2,1
Jujuy	2,5	Córdoba	2,0
La Rioja	2,4	T. del Fuego	2,0
San Juan	2,3	Santa Fe	2,0
Tucumán	2,3	Buenos Aires	1,9
Neuquén	2,3	Ciudad de Buenos Aires	1,4

Fuente: Censo, INDEC (2001). Datos procesados con REDATAM.

A pesar de la evidencia sobre los diferenciales jurisdiccionales, pocos trabajos han profundizado la investigación sobre esta variabilidad. Una excepción es el estudio de López y Mario (2009) donde se propone describir la evolución de los niveles de fecundidad de la Argentina por provincia y analizar por características demográficas para el período 1996-2006. Utilizando información de las Estadísticas Vitales del Ministerio de Salud y datos del Censo 2001, las autoras concluyen que en los últimos años existe una tendencia a la convergencia, pero persisten aún importantes diferencias. En otro trabajo a nivel regional, Mario y Pantelides (2011) comparan la influencia de los determinantes próximos (factores biológicos y de conducta) sobre la tasa de fecundidad para cada una de las seis regiones argentinas. Los resultados encontrados evidencian la importancia del uso de métodos anticonceptivos, seguidos por el aborto, como principales determinantes.

Un camino alternativo para destacar la particularidad de cada región es considerar comunidades locales explorando su dinámica poblacional. Por ejemplo, Lanza y Valeggia (2014) analizan una población rural de la etnia Toba al norte de la Argentina y estiman los cambios demográficos experimentados por esa comunidad. Los autores destacan la particularidad de los resultados como prueba de la gran heterogeneidad de los procesos demográficos dentro de un mismo país.

Las investigaciones mencionadas no hacen más que destacar la importancia del componente geográfico a la hora de explicar la fecundidad y otros procesos demográficos. En términos de Weeks (2003), la demografía es una ciencia inherentemente espacial donde el comportamiento se circunscribe a una región geográfica y la conducta reproductiva de las personas es influenciada por el vecindario, además de otros factores. Los escasos estudios regionales en la Argentina muestran que la transición demográfica, y en especial la



fecundidad, posee particularidades sociales, culturales y económicas de índole local que deben ser consideradas.

Este trabajo busca integrar empíricamente la heterogeneidad espacial del proceso demográfico al estudio de los determinantes socioeconómicos de la fecundidad. Nuestra aproximación parte de un modelo planteado por Becker (1960) en donde las decisiones individuales determinan el número de hijos deseados y existe un conjunto de variables socioeconómicas que condicionan dicha elección. La literatura ha extendido este modelo incorporando el impacto de las interacciones sociales (Manski, 1993; Brock y Durlauf, 2001, entre otros). Durlauf y Walker (2001) definen a las interacciones sociales como acciones de uno o más individuos, no mediadas por mecanismos de mercado, que afectan la decisión realizada por otro individuo. La inclusión de estas acciones permite explicar los efectos demográficos inducidos por decisiones individuales y aquellos inducidos por el entorno social en el que se interactúa. En estos modelos, el concepto de entorno social se introduce de forma general suponiendo que existe un conjunto de vecinos que afectan las decisiones individuales.

La aplicación empírica de los modelos de interacción social plantea la necesidad de definir de forma precisa al entorno social, es decir, definir el criterio de vecindad: “quién es vecino de quién”. Nuestra estrategia empírica consiste en utilizar la distancia geográfica como una medida de proximidad tal que la transmisión de conductas sociales posee un componente espacial de relevancia para explicar las diferencias regionales.

Nuestra línea de trabajo se asemeja a otros estudios que han utilizado información espacial para identificar interacciones sociales. Por ejemplo, Weeks et al. (2004) analizan el impacto de los factores culturales y la difusión de las ideas sobre la fecundidad mediante una técnica que permite descomponer los efectos de los determinantes en componentes espaciales y no espaciales. Otro ejemplo es el análisis de los patrones sociales del desempleo identificados por medio de información espacial (véase Topa, 2001; Conley y Topa, 2002). Como elemento diferencial a estas investigaciones, nuestro trabajo plantea que el espacio no afecta de manera homogénea a todas las unidades, variando localmente en su intensidad.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la próxima sección se desarrolla la metodología de regresiones geográficamente ponderadas que permite introducir la heterogeneidad espacial al modelo económico estándar. La tercera sección describe la base de datos y se analiza el comportamiento de la fecundidad a nivel departamental comparando los años 1991 y 2001. Además, se presentan los principales factores socioeconómicos que condicionan a la fecundidad según la literatura económica y las primeras estimaciones a nivel

global. La cuarta sección muestra los modelos econométricos a nivel local y un detallado análisis de los resultados obtenidos. Finalmente, la última sección contiene comentarios y conclusiones finales que surgen de la investigación.

## 2. Regresiones geográficamente ponderadas

La técnica que utilizaremos para analizar la heterogeneidad en la fecundidad es una extensión de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) al caso de datos georeferenciados denominada como regresiones geográficamente ponderadas (geographically weighted regressions, GWR).

Los datos georeferenciados o espaciales, debido a sus particularidades, limitan el uso de las técnicas econométricas habituales. Tal es así que ha surgido una nueva área conocida como econometría espacial que provee de un conjunto de modelos y técnicas específicas para este tipo de datos. Los modelos de econometría espacial más utilizados suponen estacionariedad del proceso espacial, es decir, plantean que es posible describir la relación espacial mediante la estimación de un único parámetro para todos los puntos del área de estudio. Ejemplos de ello son el modelo de rezago espacial y el modelo de error espacial (Anselin, 1988). En contraposición a estos modelos espaciales, GWR destaca que el proceso espacial puede ser no estacionario de modo que la relación lineal investigada varíe localmente en su intensidad.

La técnica GWR, propuesta por Brunsdon et al. (1996), calibra un modelo que permite el análisis local de la regresión lineal. Entre las ventajas de este método se pueden mencionar: (i) identificación de asociaciones entre las variables dependiente e independientes que varían espacialmente; y (ii) obtención de estimaciones alternativas a modelos espaciales globales, los cuales pueden ser producto de una incorrecta especificación local. En particular, la idea central al utilizar GWR es que la conducta reproductiva, como la conducta humana en general, se encuentra influenciada por el contexto local y el mismo no es constante en todo el espacio geográfico de la Argentina. La detección de variabilidad espacial en la relación investigada brinda indicios de la importancia de las interacciones sociales a nivel local producto de diferentes comportamientos relacionados a la cultura, actitudes y conductas reproductivas a lo largo del territorio.

La estimación básica GWR (Brunsdon et al. 1996, 1998) supone que los coeficientes varían espacialmente de la siguiente forma:

$$(1) \quad y_i = \sum_{j=1}^k \beta_j(lat_i, lon_i)x_{ij} + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

donde  $(y_i; x_{i1}, \dots, x_{ik})$  son observaciones de la variable dependiente y explicativas para la unidad  $i$ -ésima, identificada geográficamente por su latitud y longitud  $(lat_i, lon_i)$  y  $n$  es el tamaño muestral. Los coeficientes  $\beta_j(lat_i, lon_i)$  son parámetros desconocidos que dependen de las coordenadas de localización, y  $\varepsilon_i$  es un término de error con media cero y varianza constante,  $\sigma^2$ .

La ecuación (1) representa una relación lineal que puede ser estimada por medio de mínimos cuadrados ponderados. Para una localización dada, representada por  $(lat_0, lon_0)$ , sea  $d_{0i}$  la distancia entre  $(lat_0, lon_0)$  y la localización  $i$ -ésima  $(lat_i, lon_i)$ . Los coeficientes en el modelo (1) en  $(lat_0, lon_0)$  son estimados minimizando la siguiente función de pérdida:

$$(2) \quad \sum_{i=1}^n \left[ y_i - \sum_{j=1}^k \beta_j(lat_i, lon_i) x_{ij} \right]^2 w(d_{0i}),$$

con respecto a  $\beta_j(lat_0, lon_0)$ ,  $j = 1, 2, \dots, k$ , siendo  $w(\cdot)$  una ponderación basada en la proximidad geográfica. Resolviendo este problema de optimización, las estimaciones  $\hat{\beta}_j(lat_0, lon_0)$  de  $\beta_j(lat_0, lon_0)$ ,  $j = 1, 2, \dots, k$ , para  $(lat_0, lon_0)$ , pueden ser expresadas en notación matricial de la siguiente forma:

$$(3) \quad \hat{\beta}(lat_0, lon_0) = [X'W(lat_0, lon_0)X]^{-1}X'W(lat_0, lon_0)Y,$$

siendo  $\hat{\beta}(lat_0, lon_0) = [\hat{\beta}_1(lat_0, lon_0) \ \hat{\beta}_2(lat_0, lon_0) \ \dots \ \hat{\beta}_k(lat_0, lon_0)]'$ ,

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix}, \quad W(lat_0, lon_0) = \begin{bmatrix} w(d_{01}) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & w(d_{0n}) \end{bmatrix},$$

y con  $Y = [y_1 \ y_2 \ \dots \ y_n]'$ .

La ponderación  $w(\cdot)$  es una función *kernel* que puede especificarse de diferentes maneras. Una elección simple puede ser definir una distancia  $d$  y que  $w(\cdot)$  sea igual a 1 si la observación vecina se encuentra a una distancia menor o igual a  $d$  y que valga 0 en otro caso. Sin embargo, este tipo de función introduce una discontinuidad en las ponderaciones  $w$  dado que toma únicamente dos valores pudiendo generar cierta inestabilidad en las estimaciones (Fotheringham *et al.* 2002). Una solución a la discontinuidad es utilizar una función de ponderación suavizada, como un *kernel* de tipo gaussiano:

$$(4) \quad w_{ij} = \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{d_{ij}}{h} \right)^2 \right],$$

donde  $h$  es referido como el ancho de banda (*bandwidth*). Si las observaciones  $i$  y  $j$  coinciden, la función tendrá un valor igual a la unidad y a medida que la distancia entre las observaciones aumente la función irá decreciendo.

El *kernel* gaussiano es denominado de tipo fijo en términos de la forma y magnitud que adquiere bajo el espacio. Ante una distribución espacial regular de los datos (o de alta densidad), este tipo de estrategia funcionará correctamente. Sin embargo, en estudios aplicados, la distribución espacial no es usualmente regular, resultando poco densa, y los *kernels* de tipo fijo presentan un problema potencial de estimación. Por ejemplo, puede generarse una situación extrema de imposibilidad de estimación de los parámetros debido a insuficientes datos locales. Para evitar este tipo de problema se hace uso de un *kernel* de tipo adaptativo que cambia su forma y magnitud de acuerdo a la densidad de los datos.

Entre las diferentes adaptaciones del kernel se encuentra la de  $K$  vecinos más cercanos que asegura un número suficiente de observaciones para estimación. Por ejemplo, el kernel gaussiano será redefinido como:

$$(5) \quad w_{ij} = \begin{cases} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h_{i(K)}}\right)^2\right], & \text{si } d_{ij} \leq d_{i(K)}, \\ 0, & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

donde  $d_{i(K)}$  captura el ancho de banda adaptativo definido por la distancia del  $K$ -ésimo vecino más cercano. Los datos más próximos al punto  $i$  tendrán un peso cercano a la unidad e irán decreciendo según la distancia de cada vecino hasta alcanzar al  $K$ -ésimo vecino.

En la ecuación (5), un valor de  $h$  muy grande tenderá a ponderar a los vecinos con pesos próximos a 1. Inversamente, valores bajos de ancho de banda generarán pesos cercanos a 0. El problema es, entonces, cómo elegir el ancho de banda óptimo. Uno de los procedimientos más habituales para optimizar el valor  $h$  es el de validación cruzada ( $CV$ ) que utiliza como función objetivo la expresión:

$$(6) \quad CV(h) = \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_{-i}(h)]^2,$$

donde  $\hat{y}_{-i}(h)$  es el valor estimado de  $y_i$  bajo un ancho de banda  $h$  con la omisión de la observación localizada en  $(lat_i, lon_i)$ . El valor óptimo de  $h$  será aquel que minimice la ecuación (6).

Alternativamente, pueden utilizarse otros criterios como el de validación cruzada generalizado (GCV) o el criterio de información de Akaike,  $AIC$ . La versión corregida del criterio de Akaike,  $AIC_c$ , es computada mediante la siguiente fórmula:

$$(7) \quad AIC_c = 2n \times \ln(\hat{\sigma}) + n \times \ln(2\pi) + n \times \left[ \frac{n + \text{tr}(P)}{n - 2 - \text{tr}(P)} \right],$$

con  $\hat{\sigma}$  como la estimación máxima verosímil del parámetro de dispersión y  $\text{tr}(P)$  como la traza de la matriz proyección  $P = X(X'X)^{-1}X'$  del modelo  $GWR$ . El mejor modelo será aquel que compute el menor valor  $AIC_c$ . Además de utilizarse para elegir el ancho de banda óptimo, el criterio  $AIC_c$  permite comparar el grado de ajuste de la estimación  $GWR$  respecto a la obtenida por  $MCO$ .

El modelo básico de  $GWR$  supone que todos los coeficientes son localmente variables, pero puede suceder que algunos de ellos no varíen sustancialmente. En estos casos cabe considerar una extensión del modelo básico hacia uno de coeficientes mixtos, con coeficientes fijos y variables:

$$(8) \quad y_i = \sum_{l=1}^p \beta_l x_{il} + \sum_{j=1}^k \beta_j(\text{lat}_i, \text{lon}_i) x_{ij} + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

donde  $\beta_l$  ( $l = 1, \dots, p$ ) son coeficientes fijos o globales y los demás elementos varían según la localización geográfica, tal como se ha expresado en la ecuación (1).

La elección entre coeficientes fijos y variables puede realizarse por medio de la diferencia de  $AIC_c$ . Una vez determinado el valor óptimo de  $h$ , se estiman el modelo (1) y el modelo (8), y se compara secuencialmente la variabilidad espacial de cada coeficiente<sup>1</sup>. La virtud del modelo de coeficientes mixtos consiste en admitir variables que no son afectadas por el contexto local y por lo tanto detecta aquellos condicionantes socioeconómicos con un impacto homogéneo sobre la fecundidad, sin importar su localización geográfica.

Entre las diferentes aplicaciones empíricas de este método pueden mencionarse, por ejemplo: Fotheringham *et al.* (2001) en donde se analiza la variación espacial del rendimiento escolar; Calvo y Escolar (2003) aplican  $GWR$  para resolver problemas de sesgo de agregación espacial y autocorrelación espacial en las votaciones de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Wang *et al.* (2005) estiman la producción neta primaria de los ecosistemas forestales en China. Otras aplicaciones pueden verse en Huang y Lueng (2002), McMillen (2004) y Lu *et al.* (2014), entre otros.

---

<sup>1</sup> Para mayor detalle de este procedimiento puede consultarse a Nakaya *et al.* (2009).

### 3. Fecundidad departamental: Especificación, datos y primeros resultados

La relación entre las decisiones reproductivas y los condicionantes económicos fue claramente destacada por Becker (1960). Mediante un modelo económico de asignación del tiempo familiar entre las actividades de producción y consumo surge un conjunto de posibles hipótesis vinculadas a incentivos económicos que condicionan la conducta reproductiva.

Schultz (2002) destaca diferentes puntos de la propuesta de Becker. A medida que el bienestar económico de la pareja mejora es esperable que demanden más niños (considerados como bienes superiores), suponiendo costos relativos estables. Sin embargo, la educación y los diferentes avances tecnológicos afectan los costos relativos. Respecto a la educación, el impacto de los mayores retornos de la escolaridad femenina incentiva a las mujeres a dedicar más tiempo a capacitarse. De esta forma, los costos de oportunidad de los niños aumentan y los padres se enfrentan a un *trade-off* entre cantidad y calidad de los niños, siendo motivados a sustituir cantidad de nacimientos por más escolaridad y salud para los hijos ya nacidos. Los avances tecnológicos, en particular los relacionados al control de la natalidad y a la tasa de supervivencia del niño, presionan sobre la tasa de nacimientos bajo dos supuestos: la planificación familiar es definida primeramente por el número de niños que sobreviven, y esta demanda de sobrevivientes es altamente precio-inelástica (Schultz, 1981).

Siguiendo lo establecido por la teoría económica, se utilizarán como condicionantes de la fecundidad cinco variables estimadas para cada departamento o partido de la Argentina:

- (1) Educa: promedio de años de educación formal de las mujeres de 25 a 29 años. El impacto esperado sobre la fecundidad es negativo.
- (2) Pobre: porcentaje de mujeres del tramo mencionado residiendo en hogares que cumplen con al menos una de las dimensiones de privación de las necesidades básicas (NBI). Las dimensiones son: (i) acceso a una vivienda adecuada; (ii) condiciones sanitarias básicas; (iii) hacinamiento crítico; (iv) asistencia escolar y (v) capacidad de subsistencia. Este indicador es una medida de pobreza estructural y se espera que posea una relación positiva con la fecundidad.
- (3) Urbana: porcentaje de mujeres de 25 a 29 años que reside en localidades de más de 2000 habitantes. En la literatura es considerada como un factor que incrementa los costos directos de la cantidad de niños, incentivando a la calidad. La relación esperada con la fecundidad es negativa.
- (4) Activa: tasa de actividad económica femenina específica para el tramo de edades ya señalado. La correlación entre la actividad laboral y la fecundidad es generalmente

negativa debido a que la incorporación de la mujer al mercado laboral reduce y demora la decisión de maternidad. Sin embargo, algunas investigaciones muestran una relación positiva implicando que un mayor número de niños induce a la madre a trabajar para incrementar los ingresos familiares.

- (5) Riesgo: porcentaje de mujeres de 25 a 29 años que a la fecha del censo estaban o habían estado previamente expuestas al riesgo de quedar embarazadas. Esta exposición es capturada por la situación de convivencia (en pareja) y/o el estado civil (casada, separada, divorciada o viuda). La variable permite capturar las preferencias de pareja y consecuentemente se plantea una relación positiva con la tasa de fecundidad.

Las variables se construyeron utilizando datos provenientes de los Censos nacionales de los años 1991 y 2001. El nivel de agregación utilizado es departamental (denominados partidos en la provincia de Buenos Aires), contando con un tamaño muestral final de 522 observaciones. Se han realizado diversos ajustes de georeferenciación para posibilitar una adecuada comparación entre censos. El detalle de estas modificaciones se presenta en el Apéndice.

La tasa de paridez, que se utiliza como un indicador del nivel de fecundidad del departamento, es la variable dependiente del modelo. Dicha tasa se obtuvo como promedio del número de hijos nacidos vivos para mujeres comprendidas en el tramo de 25 a 29 años. La preferencia de un tramo particular de edades, respecto a la fecundidad global de todas las mujeres de 14 años y más, obedece a que de este modo se evita mezclar comportamientos reproductivos de mujeres pertenecientes a distintas generaciones. Además, la fecundidad global está influenciada por la composición demográfica en cada departamento<sup>2</sup>.

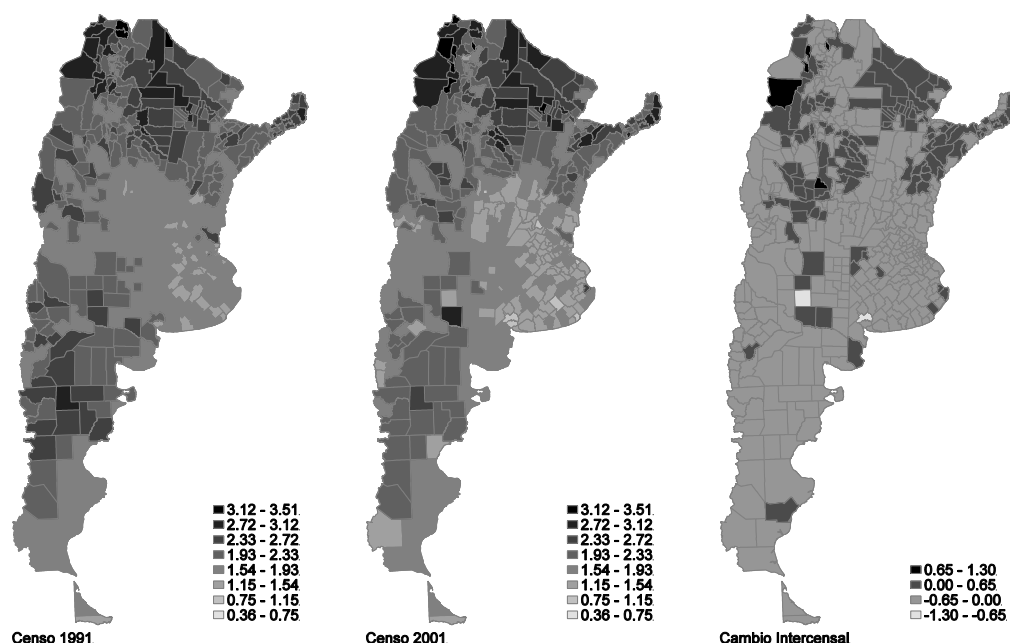
El tramo de 25 a 29 años presenta como ventaja, en comparación con tramos superiores, la menor probabilidad de una modificación de los factores contextuales. Es decir, la situación de una mujer de 25 a 29 años a la fecha censal probablemente sea similar a la que tenía cuando nacieron sus hijos. En cambio, las mujeres de edades más avanzadas, por ejemplo de 45 a 49 años, pueden haber experimentado grandes cambios en sus condiciones socioeconómicas (migración, condición de pobreza, etc.). Además, el tramo de edades entre 25 y 29 años ofrece un razonable balance entre la estabilidad de la pareja y la decisión de maternidad en comparación a las mujeres de edades inferiores.

---

<sup>2</sup> El efecto de la composición demográfica puede ser planteado de la siguiente manera. Dados 2 departamentos exactamente iguales, excepto que "A" tiene mayor proporción de mujeres de 60 a 64 años que "B" y "B" tiene mayor proporción de mujeres de 20 a 24 años, es de esperar que "A" tenga una fecundidad promedio más alta porque: (i) tiene más mujeres de generaciones anteriores, con parición más elevada; y (ii) tiene predominio de mujeres que permanecieron más tiempo expuestas al riesgo de quedar embarazadas.

La Figura 1 muestra la distribución geográfica de la fecundidad para ambos censos, 1991 y 2001, y el cambio intercensal. Puede observarse que las tasas altas se concentran en regiones del norte de la Argentina. A medida que nos desplazamos hacia el centro y este del país, las cifras decrecen hasta alcanzar los menores niveles en torno a las zonas más densamente pobladas, ubicadas principalmente en la provincia de Buenos Aires. En el cambio intercensal, los departamentos que incrementaron su fecundidad se concentran principalmente en el norte argentino.

Figura 1: Distribución geográfica de la tasa de fecundidad. Argentina, mujeres de 25 a 29 años.



Nota: Elaboración propia en base a datos censales de 1991 y 2001, INDEC. 522 departamentos/partidos.

Los estadísticos descriptivos de todas las variables utilizadas en el análisis se presentan en el Cuadro 3. La fecundidad o parición promedio en mujeres de 25 a 29 años es de 1,95 hijos en 1991 y desciende a 1,85 en el año 2001. Este descenso promedio contrasta con los valores de dispersión, que aumentan entre años censales. En las últimas cuatro columnas se detallan los estadísticos referidos al cambio entre censos. Los promedios de años de educación, tasa de actividad y de urbanización aumentan en el período comprendido entre 1991 y 2001. Por el contrario, los de pobreza estructural y de nivel de riesgo disminuyen. Como ya se mencionó, para estas dos últimas variables se pronostica la existencia de una correlación positiva con la tasa de fecundidad.



Cuadro 3: Estadísticos descriptivos por departamento. Mujeres de 25 a 29 años.

Censo	1991				2001				Cambio Intercensal			
Variables	Media	STD	Min.	Max.	Media	STD	Min.	Max.	Media	STD	Min.	Max.
Hijos	1,95	0,46	0,38	3,39	1,85	0,54	0,35	3,51	-0,10	0,23	-1,28	1,11
Educa	8,45	1,58	3,39	13,27	9,79	1,45	4,91	14,21	1,34	0,52	-0,74	3,88
Pobre	26,66	15,91	3,09	93,91	21,45	12,48	1,66	81,98	-5,21	6,81	-37,78	20,86
Activa	51,44	10,24	9,22	98,25	54,69	12,28	18,18	84,98	3,25	12,01	-47,30	52,80
Urbana	61,48	32,60	0,00	100,00	68,62	29,84	0,00	100,00	7,14	12,23	-12,93	98,84
Riesgo	75,98	7,50	40,91	100,00	69,25	7,39	45,91	89,94	-6,73	5,22	-20,24	22,30

Nota: Elaboración propia en base a datos censales de 1991 y 2001, INDEC. 522 departamentos/partidos. STD: desviación estándar

Utilizando como guía la teoría económica se especificaron tres modelos econométricos. Dos de ellos se basan en una ecuación en niveles para cada año censal:

$$(9) \text{Hijos}_{it} = \beta_1 \text{Educa}_{it} + \beta_2 \text{Pobre}_{it} + \beta_3 \text{Activa}_{it} + \beta_4 \text{Urbana}_{it} + \beta_5 \text{Riesgo}_{it} + \varepsilon_{it},$$

siendo  $t = 1991, 2001$ .

Con la idea de evaluar la capacidad del modelo en la transición en fecundidad, se incluyó una ecuación en diferencias intercensales:

$$(10) \Delta \text{Hijos}_i = \beta_1 \Delta \text{Educa}_i + \beta_2 \Delta \text{Pobre}_i + \beta_3 \Delta \text{Activa}_i + \beta_4 \Delta \text{Urbana}_i + \beta_5 \Delta \text{Riesgo}_i + \Delta \varepsilon_i,$$

donde  $\Delta$  simboliza la diferencia para cada variable entre los valores que tuvo en 2001 y en 1991.

Los resultados de la estimación de los modelos (9) y (10) por medio de MCO se presentan en el Cuadro 4. Todas las variables fueron previamente estandarizadas con el objetivo de poder comparar el grado de impacto de cada una sobre la fecundidad.

Cuadro 4: Resultados de la Regresión Lineal. Mujeres de 25 a 29 años.

Censo	1991		2001		Cambio	
Variables	beta estim.	test t	beta estim.	test t	beta estim.	test t
Educa	-0,61***	-13,73	-0,32***	-6,48	-0,27***	-7,29
Pobre	0,25***	6,72	0,29***	7,72	0,03	0,70
Activa	-0,01	-0,65	-0,25***	-6,95	-0,15***	-3,64
Urbana	-0,06*	-1,94	-0,09***	-3,90	-0,01	-0,28
Riesgo	0,10***	4,16	0,14***	5,68	0,52***	12,60
R cuad. ajust. (%)	78,34		84,81		39,07	
z (I-Moran residuos)	31,35***		31,18***		18,59***	

Nota: \* signif. al 10 %, \*\* signif. al 5 % y \*\*\* signif. al 1 %. 522 departamentos/partidos. El test I de Moran utiliza información de los 54 vecinos más cercanos.

Los coeficientes estimados poseen el signo esperado para cada variable en las tres estimaciones. En el año 1991 la educación tiene un impacto negativo en la fecundidad tal que

un incremento de un desvío estándar genera una disminución de 0,61 desvíos sobre la tasa. Este efecto se reduce a prácticamente la mitad de su valor absoluto para el censo 2001, pero el signo es el mismo. Para el modelo en diferencias, el impacto de la educación resulta más parecido al del año 2001, siendo  $-0,27$ .

Los coeficientes estimados para Pobre y Riesgo son positivos en todas las especificaciones. Para la ecuación en diferencias, el coeficiente de Riesgo más que cuadruplica los valores obtenidos en las especificaciones en nivel. En el caso de la variable Urbana, los valores obtenidos en las especificaciones en nivel son próximas,  $-0,06$  y  $-0,09$ , pero se aproxima a cero en la ecuación en diferencias. Este mismo comportamiento puede verse para la variable Pobre. En lo que se refiere a la variable Activa, todas las ecuaciones arrojan coeficientes con signo negativo, pero las magnitudes difieren claramente.

Respecto a la bondad de ajuste de los modelos, los R cuadrados para las ecuaciones en nivel son altos, de 78,34% para 1991 y de 84,81% para 2001. Para la ecuación en diferencias el modelo logra explicar solo el 39,07% de la variabilidad de la fecundidad.

La última fila del Cuadro 4 incluye los estadísticos I de Moran (1950) sobre los residuos. Los resultados obtenidos de este test rechazan la hipótesis nula de no autocorrelación espacial y nos brindan indicios de la no estacionariedad espacial de los datos. Además, la detección de autocorrelación espacial invalida la significancia de los tests t mostrados en el Cuadro 4.

#### **4. Heterogeneidad espacial e interacciones sociales. Resultados del modelo GWR**

La presencia de no estacionariedad en los datos permite avanzar hacia modelos de interacción social que establecen la interdependencia entre las unidades espaciales. Como se menciona en la parte metodológica, nuestro enfoque supone que las interacciones sociales poseen un elemento geográfico natural, tal que los individuos interactúan con aquellos físicamente más cercanos por lo que son de esperar conductas reproductivas similares según la distancia física y que las mismas pueden ser capturadas utilizando la estrategia del modelo GWR.

Para iniciar la estimación GWR se eligió un kernel gaussiano de tipo adaptativo, ecuación (5), y se utilizó el criterio  $AIC_c$  para la selección del ancho de banda óptimo. Mediante el criterio de información se eligió libremente el alcance de las interacciones sociales (el valor  $h$ ) para cada año censal. En el caso del censo 1991, el valor de  $h$  elegido fue de 54 vecinos más cercanos, para el año 2001 fue de 52. Debido a que la elección libre del ancho de banda se encuentra muy próxima entre ambos censos, se decidió trabajar con 54 vecinos más cercanos

para todos los modelos. Una vez establecido el valor  $h$ , se utilizó el modelo (8) de coeficientes mixtos para contrastar la variabilidad geográfica de cada variable explicativa por medio del estadístico  $F$  y el criterio  $AIC_c$ , ambos implementados en el programa GWR 4.0 (Nakaya et al. 2014). Para los modelos en nivel de 1991 y 2001, todas las variables mostraron variabilidad espacial significativa implicando efectos locales sobre la fecundidad. En el caso del modelo en diferencias, las variables Educa y Pobre no mostraron una variabilidad significativa del entorno local y fueron consideradas fijas, con impacto homogéneo sobre el espacio geográfico.

El resumen de los coeficientes estimados se presenta en el Cuadro 5. Para cada año se muestran las estimaciones de los coeficientes variables y fijos, según sea el caso. Para las variables locales se presenta el valor promedio, la desviación estándar, y el valor de los percentiles 25, 50 y 75.

Cuadro 5: Resumen de estimación GWR. Mujeres de 25 a 29 años.

CENSO 1991	Coeficientes Variables (Locales)						
	Variable	Media	STD	Rango	p25	Mediana	p75
	Educa	-0,51	0,09	0,55	-0,56	-0,49	-0,45
	Pobre	0,20	0,09	0,43	0,16	0,24	0,26
	Activa	-0,01	0,10	0,51	-0,10	-0,03	0,04
	Urbana	-0,08	0,11	0,43	-0,07	-0,04	-0,02
	Riesgo	0,21	0,14	0,49	0,08	0,22	0,35
	Bondad	AICc : 468,93		CV : 0,17		R cuad. aj. (%) : 86,27	
CENSO 2001	Coeficientes Variables (Locales)						
	Variable	Media	STD	Rango	p25	Mediana	p75
	Educa	-0,28	0,09	0,41	-0,32	-0,26	-0,22
	Pobre	0,24	0,13	0,48	0,13	0,24	0,36
	Activa	-0,19	0,11	0,45	-0,27	-0,21	-0,13
	Urbana	-0,07	0,06	0,26	-0,11	-0,08	-0,03
	Riesgo	0,19	0,11	0,42	0,12	0,23	0,28
	Bondad	AICc : 256,45		CV : 0,10		R cuad. aj. (%) : 90,86	
CAMBIO INTERCENSAL	Coeficientes Fijos (Globales)						
	Variable	Estimación		Error est. (S.E)		t(estim./SE)	
	Educa	-0,25		0,03		-7,82	
	Pobre	0,07		0,03		2,12	
	Coeficientes Variables (Locales)						
	Variable	Media	STD	Rango	p25	Mediana	p75
	Activa	-0,01	0,30	1,39	-0,25	-0,18	0,20
	Urbana	-0,03	0,08	0,35	-0,11	-0,04	0,03
Riesgo	0,49	0,06	0,40	0,46	0,49	0,52	
Bondad	AICc : 1073,64		CV : 0,54		R cuad. aj. (%) : 55,84		

Nota: Elaboración propia en base a resultados brindados por el programa GWR 4. STD es la desviación estándar de los coeficientes.

En el año 1991, el valor promedio del coeficiente de Educa es negativo, con un valor de -0,51 con una diferencia en 0,10 puntos al obtenido por la estimación MCO. Similar situación puede observarse para el año 2001, con un valor medio de -0,28 cercano al -0,32 de MCO.

En la estimación en la ecuación en diferencias, este coeficiente es fijo alcanzando un valor similar al de *MCO*, negativo y significativo de  $-0,25$ .

Los valores promedio de los coeficientes locales de Pobre y Riesgo son positivos para 1991, y con un efecto parcial similar sobre la tasa de fecundidad. Además, los guarismos de los percentiles 25 y 75 son positivos para ambas variables indicando que el efecto esperado se comprueba para la mayoría de las regiones. Estos resultados se mantienen para las mismas variables en el año 2001.

En el caso de la variable Activa, el valor medio en 1991 coincide con el valor obtenido en la estimación *MCO* y la distribución de los efectos locales es ambiguo con el percentil inferior con valor negativo y con el percentil superior con valor positivo. Para el año 2001, los valores locales se encuentran mayoritariamente con valores negativos, con un valor promedio de  $-0,19$  y con similar signo para  $p_{25}$  y  $p_{75}$ .

Respecto a la importancia individual de las variables, el mayor impacto parcial sobre la fecundidad para el año 1991 es generado por Educa, implicando que un incremento en un desvío genera una disminución promedio de 0,51 desvíos de la fecundidad, *ceteris paribus*, con valores locales centrales que fluctúan entre  $-0,56$  y  $-0,45$ .

En el año 2001, el coeficiente de Educa mantiene su relevancia en términos medios pero algunos coeficientes de Pobre alcanzan valores superiores a Educa, tal como puede inferirse por el valor del  $p_{75}$  de 0,36.

En el modelo en diferencias, los coeficientes locales de Activa y Urbana se distribuyen prácticamente centrados en torno a cero, aunque los valores promedio son similares a los presentados para el año 1991. Riesgo es el principal factor explicativo con un valor promedio positivo de 0,49. En los coeficientes fijos es notoria la disminución del impacto promedio de Pobre, con un valor de 0,07, cuando en 1991 era 0,20 y en 2001 de 0,24.

El Cuadro 5 presenta también la bondad del ajuste de los modelos *GWR*. La mejora de los *R* cuadrados ajustados *GWR*, respecto a los obtenidos por *MCO*, se materializa en incrementos de 10,1%, 7,1% y 42,9% para los años 1991, 2001 y la diferencia intercensal, respectivamente.

La comparación estadística entre *MCO* y *GWR* revela que existe una mejora significativa en la predicción de la tasa de fecundidad usando la estimación mixta. El Cuadro 6 resume la información estadística del ANOVA (Brunsdon *et al.* 1996, 1998) que permite contrastar la diferencia entre ambas estimaciones.

Cuadro 6: Resultados ANOVA. Mejora *GWR* respecto a *MCO*.

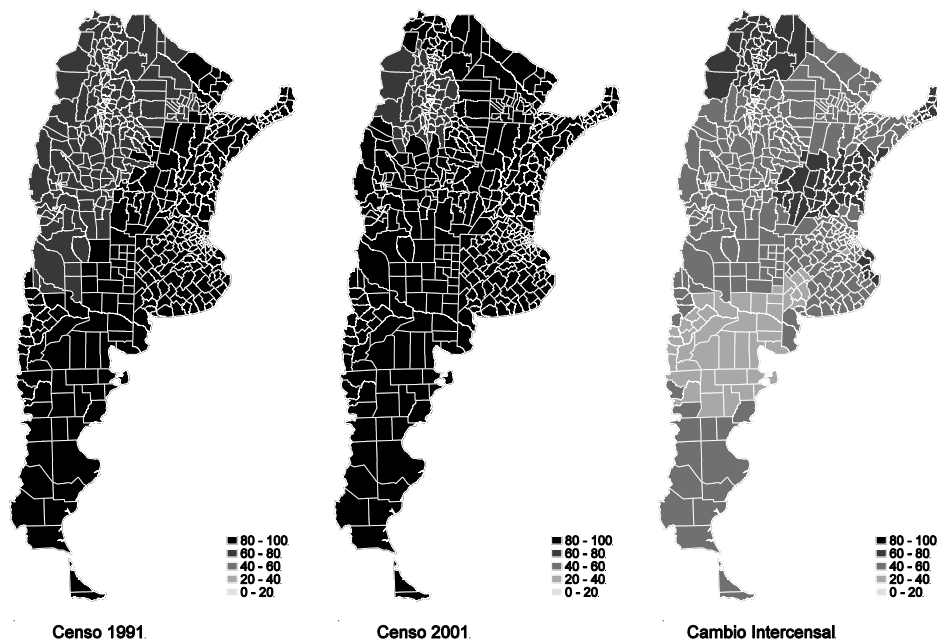
ANOVA	1991	2001	Cambio
Mejora cuadrática media <i>GWR</i>	1,30	0,96	2,71
Residuos cuadráticos medios <i>GWR</i>	0,14	0,09	0,44
Estadístico <i>F</i>	9,47***	10,51***	6,17***

Nota: \* signif. al 10 %, \*\* signif. al 5 % y \*\*\* signif. al 1 %. 522 departamentos/partidos.

Adicionalmente, la estimación *GWR* genera para cada departamento un *R* cuadrado local. En el censo 1991, el valor local mínimo es de 64,87% y el máximo llega a 96,33%. Estos resultados aun mejoran para el año 2001, con un valor mínimo de 74,06% y un máximo de 98,60%. En el modelo en diferencias la capacidad explicativa no es tan buena con valores que oscilan entre 33,82% y 65,77%.

La Figura 2 presenta la distribución espacial de la bondad de ajuste local. En los años 1991 y 2001, los *R* cuadrados concentran sus valores en las categorías más altas. Los valores más bajos de 1991 se encuentran en los departamentos ubicados en el centro y hacia el noroeste de la Argentina. En el año 2001, estos valores más bajos se concentran en la zona central de la región noroeste. En el caso del cambio intercensal, el modelo posee baja capacidad explicativa principalmente en algunas regiones del centro-sur del país. En definitiva, la bondad de ajuste local muestra que los modelos *GWR* tienen la habilidad de caracterizar la heterogeneidad geográfica de la relación estudiada.

Figura 2: *R* cuadrados locales de los modelos *GWR*. Argentina, mujeres de 25 a 29 años.



El análisis de los coeficientes considera dos de los niveles de significancia más habituales (5 % y 1 %). Los mapas de cuantiles se presentan en las Figuras 3, 4 y 5, mostrando el comportamiento espacial para cada una de las variables locales de los tres modelos. La lectura de estos mapas se complementa con la información presentada en los Cuadros 7, 8 y 9.

En la Figura 3 puede visualizarse la distribución de la significancia local de los cinco coeficientes en el año 1991. Debe recordarse que estos resultados representan niveles de significancia obtenidos localmente con una muestra compuesta por el departamento al que se le asigna un valor, representado en el mapa, más los 54 vecinos más cercanos al mismo. Para una adecuada interpretación de los mapas, se presenta el Cuadro 7, que resume el valor del coeficiente según el signo y el nivel de significancia.

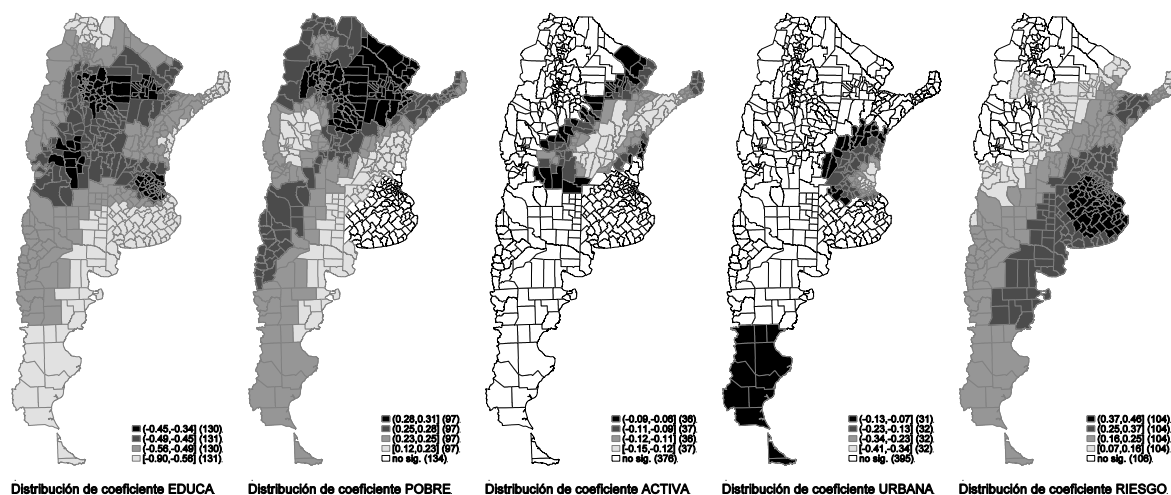
Centrándonos en la distribución del coeficiente de Educa, puede observarse que es significativo para todos los departamentos argentinos. El Cuadro 7 muestra que todos estos coeficientes poseen signo negativo y un impacto en valor absoluto por encima de 0,34 desvíos sobre la fecundidad. Los valores más elevados de este coeficiente se distribuyen en la zona sureste del país con algunas concentraciones en el norte, en Jujuy y Salta, y en la Mesopotamia, principalmente en Misiones. Respecto a la distribución de Pobre, un total de 370 departamentos poseen valores positivos y significativos al 1% y 18 departamentos poseen valores significativos al 5% y positivos. Los valores positivos más significativos se concentran en la zona centro-norte de la Argentina, abarcando principalmente los departamentos provinciales de Formosa, Chaco, Santiago del Estero y Tucumán (Figura 3). Un total de 31 departamentos poseen coeficientes negativos de Pobre, aunque ningún valor es significativo (Cuadro 7).

La distribución de los coeficientes de Activa en el año 1991 es desigual, con 314 valores positivos y 208 valores negativos. Sin embargo, la mayor cantidad de coeficientes significativos son negativos siendo un total de 146. Al ser mayoritarios, estos coeficientes negativos son los únicos presentados en el mapa por simplicidad, Figura 3 (centro). La distribución de los valores más negativos se concentra en Misiones, Corrientes y parte de Santa Fe, Entre Ríos y Córdoba. Los coeficientes positivos y significativos al menos al 5% son 87.

Los coeficientes de Urbana son predominantemente negativos, 486 departamentos, aunque solo 127 son significativos. La distribución espacial de los valores absolutos más elevados se concentra en Ciudad de Buenos Aires y el conurbano bonaerense, se destaca un agrupamiento con menores valores en el sur patagónico. En el caso de la variable Riesgo, los

resultados son acordes a lo esperado, con un total de 499 coeficientes positivos, con 416 de ellos significativos al menos al 5%. Los valores más elevados se concentran la provincia de Buenos Aires.

Figura 3: Mapas de coeficientes significativos GWR. Argentina 1991, mujeres de 25 a 29 años.



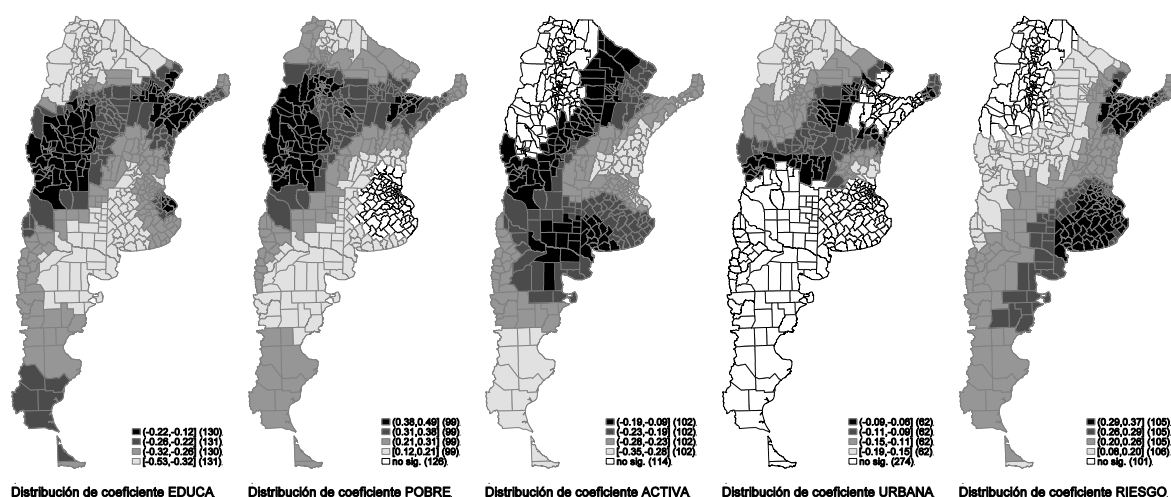
Cuadro 7: Resumen de la significancia de los coeficientes GWR. Censo 1991.

<i>Educa</i>											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	-	-	-	-	Negativo	5%	-0,35	-0,35	-0,35	1
	1%	-	-	-	-		1%	-0,51	-0,90	-0,34	521
	Total	-	-	-	-		Total	-0,51	-0,90	-0,34	522
<i>Pobre</i>											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,16	0,12	0,18	18	Negativo	5%	-	-	-	-
	1%	0,25	0,14	0,31	370		1%	-	-	-	-
	Total	0,22	0,00	0,66	491		Total	-0,06	-0,11	-0,00	31
<i>Activa</i>											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,08	0,06	0,15	30	Negativo	5%	-0,08	-0,11	-0,06	22
	1%	0,21	0,08	0,37	57		1%	-0,11	-0,15	-0,07	124
	Total	0,09	0,00	0,37	208		Total	-0,08	-0,15	-0,00	314
<i>Urbana</i>											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	-	-	-	-	Negativo	5%	-0,13	-0,26	-0,07	30
	1%	-	-	-	-		1%	-0,27	-0,41	-0,07	97
	Total	0,01	0,00	0,01	36		Total	-0,09	-0,41	-0,00	486
<i>Riesgo</i>											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,09	0,07	0,11	42	Negativo	5%	-	-	-	-
	1%	0,28	0,09	0,46	374		1%	-	-	-	-
	Total	0,22	0,00	0,46	499		Total	-0,02	-0,03	-0,00	23

Nota: Elaboración propia en base a resultados brindados por el programa GWR 4.

Los resultados para el año 2001, se muestran en la Figura 4 y el Cuadro 8.

Figura 4: Mapas de coeficientes significativos GWR. Argentina 2001, mujeres de 25 a 29 años.



Cuadro 8: Resumen de la significancia de los coeficientes GWR. Censo 2001.

Educa											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	—	—	—	—	Negativo	5%	−0,21	−0,31	−0,14	55
	1%	—	—	—	—		1%	−0,31	−0,53	−0,18	375
	Total	—	—	—	—		Total	−0,28	−0,53	−0,12	522
Pobre											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,14	0,12	0,15	23	Negativo	5%	—	—	—	—
	1%	0,31	0,15	0,49	373		1%	—	—	—	—
	Total	0,24	0,01	0,49	522		Total	—	—	—	—
Activa											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	—	—	—	—	Negativo	5%	−0,25	−0,35	−0,09	116
	1%	—	—	—	—		1%	−0,23	−0,34	−0,12	292
	Total	0,04	0,00	0,10	45		Total	−0,21	−0,35	−0,00	477
Urbana											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,07	0,06	0,07	5	Negativo	5%	−0,08	−0,17	−0,06	37
	1%	—	—	—	—		1%	−0,13	−0,19	−0,07	211
	Total	0,04	0,00	0,07	90		Total	−0,09	−0,19	−0,00	432
Riesgo											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,09	0,08	0,10	10	Negativo	5%	—	—	—	—
	1%	0,24	0,08	0,37	411		1%	—	—	—	—
	Total	0,21	0,00	0,37	483		Total	−0,02	−0,05	−0,00	39

Nota: Elaboración propia en base a resultados brindados por el programa GWR 4.

La variable Educa en el 2001 mantiene las mismas características del año 1991, aunque la concentración espacial de los valores más negativos se ha desplazado al centro-sur del país y



se ha expandido el impacto en el norte argentino abarcando una mayor cantidad de departamentos.

Todos los coeficientes de Pobre poseen el signo adecuado y con magnitudes promedio similares al censo previo (Cuadro 8). Sin embargo, la concentración espacial de los máximos valores se ha desplazado hacia la región de Cuyo, parte del Noroeste y un pequeño agrupamiento entre Chaco y Corrientes.

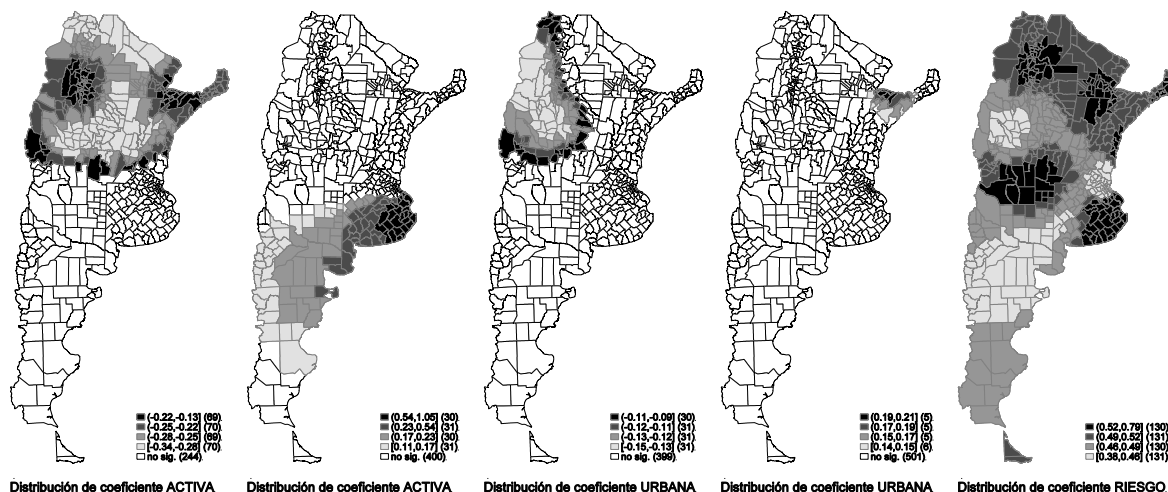
Es destacable la concentración de valores negativos en la variable Activa, conteniendo a todos los coeficientes significativos. La concentración espacial se mantiene con altos valores dispersos en la Mesopotamia principalmente, aunque la cobertura de la significancia se amplía hacia el centro del país.

La distribución de los coeficientes significativos de Urbana se ubica principalmente en el noroeste de la Argentina y en la zona sur de Entre Ríos y Santa Fe (Figura 4). Como se comprueba en el Cuadro 8, hay 432 departamentos con el signo negativo esperado y solo 5 coeficientes anómalos (positivos y significativos) no presentados en el mapa.

Los valores de la variable Riesgo son acordes a lo esperado, con un total de 483 coeficientes positivos, 421 de ellos significativos al menos al 5%. Únicamente 39 observaciones poseen signo negativo pero no significativo. La distribución espacial de los coeficientes significativos se concentra principalmente en el sur y centro, con otro agrupamiento al noreste del país. La distribución es muy similar a la obtenida en el año 1991.

En la Figura 5 y en el Cuadro 9 se resumen los resultados para el cambio intercensal. En los 522 departamentos el coeficiente de Riesgo es positivo y significativo al 1%. Los altos valores se distribuyen principalmente en el centro del país, sur de Buenos Aires y en concentraciones ubicadas al noroeste y noreste del país.

Figura 5: Mapas de coeficientes significativos *GWR*. Cambio intercensal, mujeres de 25 a 29 años.



Cuadro 9: Resumen de la significancia de los coeficientes GWR. Cambio intercensal.

Activa											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,18	0,11	0,46	28	Negativo	5%	-0,17	-0,21	-0,13	24
	1%	0,43	0,14	1,05	94		1%	-0,26	-0,34	-0,18	254
	Total	0,29	0,01	0,02	222		Total	-0,24	-0,34	-0,00	300
Urbana											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	0,12	0,10	0,14	16	Negativo	5%	-0,11	-0,13	-0,09	70
	1%	0,17	0,14	0,21	21		1%	-0,13	-0,15	-0,12	53
	Total	0,05	0,00	0,21	216		Total	-0,09	-0,15	-0,00	306
Riesgo											
Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.	Signo	Signif.	Media	Min.	Max.	Obs.
Positivo	5%	-	-	-	-	Negativo	5%	-	-	-	-
	1%	0,49	0,38	0,79	522		1%	-	-	-	-
	Total	0,49	0,38	0,79	522		Total	-	-	-	-

Nota: Elaboración propia en base a resultados brindados por el programa GWR 4.

Solo para este caso se han mapeado las distribuciones de los valores negativos y positivos de Activa y Urbana. En el caso de Activa, los valores negativos y significativos se concentran en la parte norte de la Argentina, contrario a lo que podría esperarse dado que allí se presentaban los cambios positivos en fecundidad y el efecto esperado era la prevalencia de coeficientes positivos. Sin embargo, estos coeficientes positivos se ubican en la región sureste de Buenos Aires extendiéndose hacia el sur de la Argentina.

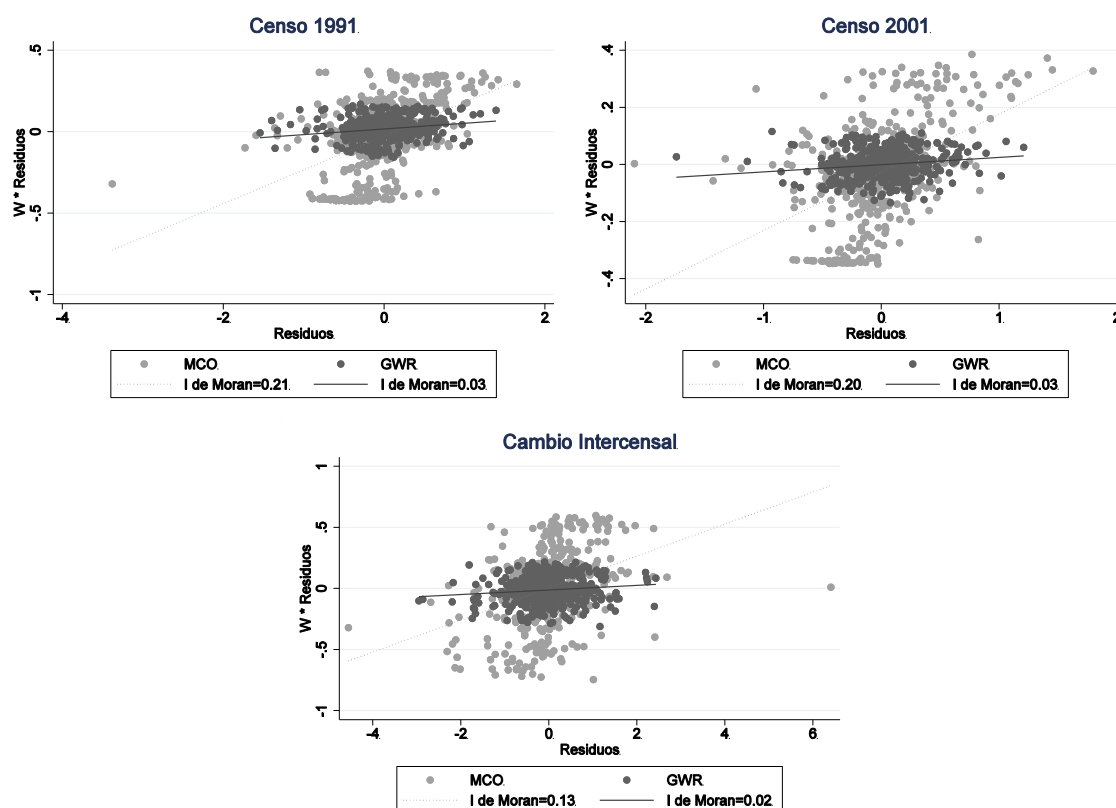
En el caso de Urbana, los cambios son más cercanos a lo esperado con concentraciones de valores negativos altos en la región del noroeste de la Argentina y con un grupo reducido de coeficientes positivos entre Misiones y Corrientes.

En general, las estimaciones obtenidas en la especificación del cambio intercensal no se adecuan a lo esperado, con algunos resultados anómalos.

Como un paso final, se compara el grado de correlación espacial detectada en los residuos *MCO* y *GWR*. En la Figura 6 se presenta la relación entre el residuo de cada departamento y el valor promedio de los residuos de los 54 vecinos más próximos.

La pendiente de la línea punteada es el valor del estadístico *I* de Moran para cada modelo *MCO* (última fila del Cuadro 4). La línea gris oscura muestra la relación residual de la estimación *GWR*. La pendiente de estos residuos es prácticamente nula en los tres modelos, reflejando el control de la estimación local sobre la autocorrelación espacial.

Figura 6: Correlación espacial de los residuos MCO y GWR. Mujeres de 25 a 29 años.



## 5. Comentarios finales

Como Weeks (2003) señala, se ha prestado escasa atención en la literatura a las causas y consecuencias socioeconómicas de la fecundidad a nivel local. Una amplia literatura ha enfatizado el estudio de la fecundidad a nivel individual o a nivel agregado, utilizando datos que no permiten capturar el impacto de las interacciones sociales en el espacio. La contribución del trabajo es llamar la atención sobre la necesidad de un estudio local más detallado, incluyendo la interdependencia espacial como condicionante de las conductas demográficas. El uso de las técnicas *GWR* corrobora la existencia de variación espacial en las principales variables socioeconómicas que afectan al nivel y al cambio de la conducta reproductiva.

El modelo *GWR*, además de capturar la variabilidad espacial de los datos, provee información detallada a nivel local sobre cómo la fecundidad es afectada por los factores socioeconómicos. Como desventaja del modelo *GWR* puede mencionarse la dificultad en presentar medidas resumen de los numerosos resultados obtenidos.

En lo referente al impacto de las variables socioeconómicas, se ha encontrado que la educación, seguida por la pobreza y el riesgo, son los principales factores que explican el nivel de fecundidad en los años 1991 y 2001. La condición de riesgo, que considera la situación de pareja de la mujer, es un factor principal entre los determinantes del cambio intercensal de la fecundidad. El incremento en los años educativos ocupa el segundo lugar de relevancia en esta última especificación.

Algunas variables muestran un efecto homogéneo a través del espacio. Este es el caso de Educa y Pobre para el cambio intercensal. En las mencionadas, los efectos de las interacciones sociales a nivel local capturadas por la proximidad geográfica no son de relativa importancia.

En términos generales, el modelo económico con heterogeneidad espacial logra una adecuada capacidad explicativa para el estudio de la fecundidad en niveles, es decir, para cada censo o corte transversal. Sin embargo, también es notable la limitación que posee a la hora de explicar el cambio demográfico intercensal.

En la agenda futura de investigación se incluye explorar nuevos criterios de vecindad que permitan descomponer los diferentes tipos de interacciones sociales. La presente investigación se ha focalizado en capturar el efecto de las interacciones sociales producto de la proximidad física. Sin embargo, es posible que la heterogeneidad social provenga de canales no-geográficos como por ejemplo la proximidad étnica que requiere mayor información que la disponible. Además, podrían añadirse nuevos periodos temporales que posibiliten el desarrollo de modelos dinámicos controlando las variables omitidas y mejorando, principalmente, la ecuación en diferencias.

### **Referencias Bibliográficas**

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Becker, G. (1960). "An economic analysis of fertility". En *Demographic and economic change in developed countries*, editado por National Bureau of Economic Research, 209-240. Princeton: Princeton University Press.

Brock, W. y Durlauf, S. (2001). "Interaction-based models", en *Handbook of Econometrics*, editado por James Heckman y E Leamer. Amsterdam: North-Holland.

Brunsdon, C., Fotheringham, A. y Martin, C. (1996). "Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity", *Geographical analysis*, 28(4): 281-298.

Brunsdon, C., Fotheringham, A. y Martin, C. (1998). "Geographically weighted regression", *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 47(3): 431-443.

Calvo, E. y Escolar, M. (2003). "The local voter: a geographically weighted approach to ecological inference", *American Journal of Political Science*, 47(1): 189-204.

CELADE/CEPAL (1996). *Impacto de las tendencias demográficas sobre los sectores sociales en América Latina: contribución al diseño de políticas y programas*. Santiago de Chile: CEPAL/BID.

Chackiel, J. (2004). "La transición de la fecundidad en América Latina 1950-2000", *Papeles de Población*, 10(41): 9-58.

Chackiel, J. y Martínez Pizarro, J. (1992). "La Transición demográfica en América Latina y el Caribe desde 1950", en *IV Conferencia Latinoamericana de Población*, Vol. 1., Santiago de Chile: CELADE.

Charlton, M. y Brunsdon, C. (1997). "Two techniques for exploring non-stationarity in geographical data", *Geographical Systems*, 4: 59-82.

Conley, T. y Topa, G. (2002). "Socio-economic distance and spatial patterns in unemployment", *Journal of Applied Econometrics*, 17(4): 303-327.

Durlauf, S. y Walker, J. (2001). "Social interactions and fertility transition", en *Diffusion processes and fertility transition: Selected Perspectives*, editado por John Carterline. Washington: National Academy Press.

Fotheringham, A. (1997). "Trends in quantitative methods 1: stressing the local", *Progress in Human Geography*, 21: 88-96.

Fotheringham, A., Charlton, M. y Brunsdon, C. (2001). "Spatial variations in school performance: a local analysis using geographically weighted regression", *Geographical and Environmental Modelling*, 5(1): 43-66.

Fotheringham, A., Charlton, M. y Brunsdon, C. (2002). *Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships*. New York: Wiley & Sons.

Huang, Y. y Lueng, Y. (2002). "Analysing regional industrialisation in Jiangsu province using geographically weighted regression", *Journal of Geographical Systems*, 4(2): 233-249.

Lanza, N. y Valeggia, C. (2014). "Cambios demográficos en una población rural de la etnia Toba del norte de Argentina", *Latin American Research Review*, 49(2): 107-128.

López, E. y Mario, S. (2009). "La fecundidad en la Argentina 1996-2006: convergencias y divergencias", *Población*, 2(4): 41-57.

Lu, B., Charlton, M., Harris, P. y Fotheringham, A. (2014). "Geographically weighted regression with a non-Euclidean distance metric: a case study using hedonic house price data", *International Journal of Geographical Information Science*, 28(4): 660-681.

Manski, C. (1993). "Identification of endogenous social effects: The reflection problem", *Review of Economic Studies*, 60(3): 531-542.

Mario, S. y Pantelides, E. (2011). "Análisis regional de los determinantes próximos de la fecundidad en la Argentina", en *XI Jornadas Argentinas de Estudios de Población*. Asociación de Estudios de Población de la Argentina, Neuquén.

McMillen, D. (2004). "Employment densities, spatial autocorrelation, and subcenters in large metropolitan areas", *Journal of Regional Science*, 44(2): 225-244.

Moran, P. (1950). "Notes on continuous stochastic phenomena", *Biometrika*, 37(1-2): 17-23.

Nakaya, T., Charlton, M., Fotheringham, A. y Brunson, C. (2014). "GWR4 version 4.0.80. Application for geographically weighted regression modeling", National Centre for Geocomputation, National University of Ireland Maynooth and Department of Geography, Ritsumeikan University, Japan.

Nakaya, T., Fotheringham, A., Charlton, M. y Brunson, C. (2009). "Semiparametric geographically weighted generalised linear modelling in GWR 4.0", en *10th International Conference on GeoComputation*, editado por Lees, Brian y Laffan, Shawn, UNSW, Sydney.

Pantelides, E. y Rofman, A. (1983). "La transición demográfica argentina: un modelo no ortodoxo", *Desarrollo Económico*, 22(8): 511-534.

Schultz, P. (1981). *Economics of population*. Reading: Addison-Wisley.

Schultz, P. (2002). "Fertility transition: economic explanations", en *International encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, editado por Smelser, N. y Baltes, P. Oxford: Pergamon.

Topa, G. (2001). "Social interactions, local spillovers and unemployment," *The Review of Economic Studies*, 68(2): 261-295.

Wang, Q., Ni, J. y Tenhunen, J. (2005). "Application of a geographically- weighted regression analysis to estimate net primary production of Chinese forest ecosystems", *Global Ecology and Biogeography*, 14(4): 379-393.

Weeks, J. (2003). "The role of spatial analysis in demographic research", en *Spatially integrated social science: examples in best practice*, editado por Goodchild, Michael y Janelle, Donald. New York: Oxford University Press.

Weeks, J., Getis, A., Hill, A., Gadalla, S. y Rashed, T. (2004). "The fertility transition in Egypt: intraurban patterns in Cairo", *Annals of the Association of American Geographers*, 94(1): 74-93.

### **Apéndice: Ajustes intercensales de las unidades georeferenciadas**

Para realizar la comparación entre censos se trabajó con la unidad geográfica de mayor resolución disponible, esto es, el departamento o partido. Esa delimitación no permite una comparación intercensal directa debido a que en el censo 2001 se redefinieron algunas áreas. Con la finalidad de mejorar el grado de comparabilidad se realizaron entonces diferentes modificaciones. El detalle de cada una de las modificaciones se presenta en el Cuadro A.

Cuadro A: Modificaciones geográficas a efectos de comparabilidad intercensal

<b>Nombre del Departamento/Partido</b>	<b>Censo 1991</b>	<b>Censo 2001</b>
<b>General Sarmiento</b>	General Sarmiento	Malvinas Argentinas José C. Paz San Miguel
<b>Morón</b>	Morón	Hurlingham Morón Ituzaingó
<b>Magdalena</b>	Magdalena	Punta Indio Magdalena Ezeiza
<b>Aglomerado 1</b>	Florencio Varela Esteban Echeverría San Vicente	Florencio Varela Esteban Echeverría San Vicente Presidente Perón
<b>Arrecifes</b>	Bartolomé Mitre	Arrecifes
<b>2 de Abril (Chaco)</b>	82,2 % de 12 de Octubre 17,8 % de Fray Justo	2 de Abril
<b>San Salvador (Entre Ríos)</b>	74,2 % de Colón 21,7 % de Concordia 4,1 % de Villaguay	San Salvador

Nota: Construido en base a la división territorial ofrecida por el INDEC.

El Censo 2001 incluyó dos departamentos inexistentes en el año 2001, 2 de Abril (Chaco) y San Salvador (Entre Ríos), formados con partes de otros departamentos. Utilizando información brindada por INDEC, que muestra las proporciones exactas del territorio y población destinados a los mismos y su origen, se crearon estos pseudo-departamentos para el año 1991.

En los casos de los nuevos departamentos de 2001 que tenían como origen un único departamento de 1991, se optó por unificar la estructura de 2001 consolidando los departamentos de reciente creación. Este es el caso de las agregaciones resumidas en General Sarmiento, Morón y Magdalena.

La única agregación artificial para ambos censos es la representada por el Aglomerado 1. Este pseudo-departamento en ambos censos surge debido a la falta de información sobre la composición de los departamentos de reciente creación. Las pruebas de estimación realizadas con y sin esta agregación arrojaron un comportamiento similar, por lo que se optó por incluir en el análisis ese nuevo polígono.

Finalmente, una unidad administrativa ha cambiado su nombre, sin modificaciones en su definición poblacional y geográfica: el partido bonaerense denominado Bartolomé Mitre (1991) pasó a llamarse Arrecifes (2001).